¿Es asimétrico el Pass - Through en el Perú?: Un análisis agregado

Diego Winkelried *

dwinkelried@bcrp.gob.pe

1. Introducción y motivación

En una economía abierta, la depreciación de la moneda es fuente de presiones inflacionarias[1] toda vez que incrementa el precio doméstico de los bienes transables, de insumos importados o productos finales denominados en moneda extranjera. El efecto de las fluctuaciones en el tipo de cambio sobre el nivel general de precios, sin necesidad de escatimar en los canales exactos por los que la transmisión ocurre, es denominado *pass-through* del tipo de cambio (*PT* en adelante).

Normalmente se sostiene que el *PT* es un aspecto prioritario en el diseño de la política monetaria. Ciertamente, como se concluye en estudios desde Obstfeld (1982), un alto *PT* puede degenerar en una espiral depreciación–inflación que comprometa la estabilidad monetaria. No obstante, producto de la mayor apertura comercial a nivel mundial y de la experiencia desinflacionaria de países industrializados, autores como Cunningham y Haldane (1999), Goldfajn y Werlang (2000) y Taylor (2000) encuentran que, durante la década de los noventa, muchos países han presenciado una notable disminución de la influencia de fluctuaciones cambiarias sobre el nivel de precios. Este hecho conlleva, naturalmente, a la reducción del protagonismo del *PT* en el planeamiento de políticas monetarias orientadas a la estabilidad de precios.

El caso peruano no ha sido la excepción a esta experiencia. En Armas y otros (2001), Rossini (2001) y Miller (2003) se argumenta que hacia fines de la década de los noventas e inicios del milenio, el *PT* ha sido bastante reducido. Esta evidencia contrasta con las cifras de, por ejemplo, Hausmann y otros (2000) y Clinton y Perrault (2001) quienes calculan valores elevados del *PT*, producto de la inclusión de los períodos altamente inflacionarios (inicios de los 90s) en sus respectivas muestras. La disminución de los estimados del *PT* puede ser concebida, entre otras cosas, como consecuencia de la estabilidad de precios.

Sin embargo la existencia de reducidos niveles de *PT* es un hecho que debe tomarse con precaución. Erróneamente es usual asumir al *PT* como un parámetro estable. Existen motivos para cuestionar este supuesto ya que, como se analiza en este documento, se trata de un efecto fuertemente dependiente del estado de la economía[2]. La relación entre el tipo de cambio y la inflación es, en jerga econométrica, *no-lineal* y son pocos los autores, donde destacan Goldfajn y Werlang (2000) y García y Restrepo (2001), que modelan explícitamente este fenómeno.

---

* El autor es analista de la Gerencia de Estudios Económicos del BCR. Agradece los comentarios de los participantes de la VIII Reunión de Investigadores de los Bancos Centrales de las Américas (nov 2003), organizada por el CEMLA y el Banco Central de Venezuela. Asimismo, está en deuda con Ruy Lama y Paul Castillo del BCR, actualmente cursando estudios doctorales en *University of California at Los Angeles* y en *London School of Economics*, respectivamente, cuyas observaciones han permitido enriquecer el contenido de esta investigación. Sin embargo, las opiniones vertidas en este documento son exclusiva responsabilidad del autor y no representan, necesariamente, las del BCR o de las personas mencionadas.

[1] Esto es cierto para el corto plazo. En el largo plazo la inflación es un fenómeno monetario.

[2] Consúltese Froot y Rogoff (1995), Rogoff (1996) y Engel (2000) para un tratamiento formal.

Para el caso peruano la literatura no ha procurado introducir no linealidades en la estimación del *PT*[3]. Por este motivo y por la variabilidad de los resultados disponibles, la evidencia empírica es poco concluyente y los estimados del *PT* no son uniformes. En el Cuadro 1 se lista estudios afines con sus respectivos valores del *PT* y la vida media de la transferencia de un choque de tipo de cambio hacia la inflación[4].

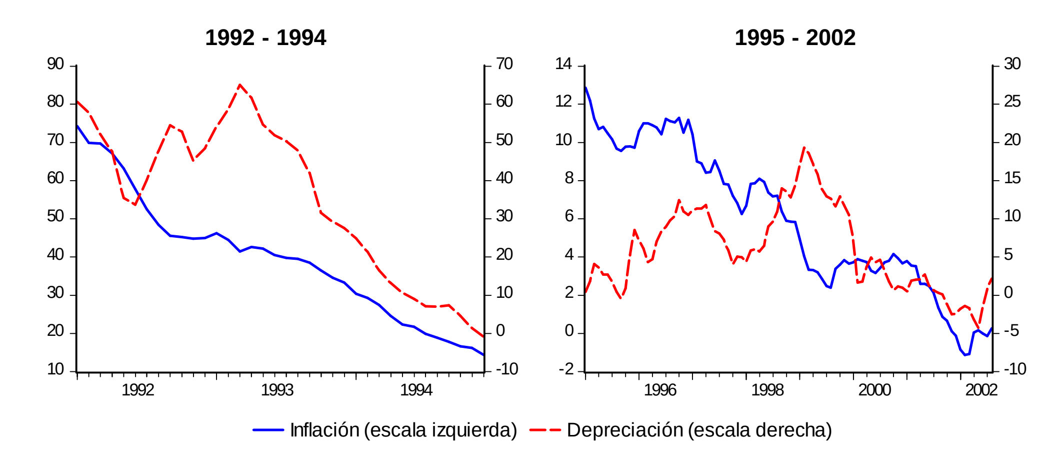
Cuadro 1
Otros estudios de *Pass-Through*

Autor(es)	*Pass - Through* A un año	*Pass - Through* De Largo Plazo	Vida Media (meses)	Período Analizado
Armas y otros (2001)	12	-	-	1991 - 2000
Clinton y Perrault (2001)	22	100	-	1990 - 1999
Gonzales (2000)	22	43	12	1992 - 1999
Hausmann y otros (2000)	49	100	5	1990 - 2000
Mihaljek y Klan (2001)	22	24	-	1990 - 2000
	13	27	-	1996 - 2001
Morón y Winkelried (2002)	10	18	más de 30	1992 - 2001
Miller (2003)	15	15	6	1994 - 2002

***Nota:** Las cifras de Pass-Through son puntos porcentuales de una depreciación.*

Durante la década de los noventas y los primeros años de la década del 2000 han coexistido una serie de factores macroeconómicos que han hecho que, en Perú, la relación entre tipo de cambio y nivel de precios no sea regular. Entre otros, la inflación fue reducida de cifras bastante elevadas a niveles internacionales; el BCR reafirmó su autonomía operativa mediante el anuncio de metas de inflación en 1994 y adoptó formalmente el esquema de metas de inflación en el 2002; la economía experimentó una serie de reformas estructurales orientadas a la liberalización y mayor apertura de los mercados; y se vivieron las secuelas de las crisis financieras internacionales como la asiática (1997), la rusa (1998) y la brasilera (1999). Todo ello hace que la dinámica inflacionaria y cambiaria en el Perú sea un interesante caso de estudio.

Gráfico 1
Inflación y Depreciación Nominal, 1992 – 2002
(variaciones porcentuales a 12 meses)



[3] No obstante, la no-linealidad ha sido anotada por Barrera (2000) y Miller (2003).
[4] La vida media se refiere al número de meses en el que se observa el 50% del PT de largo plazo.

En el gráfico 1 se muestran las trayectorias de la inflación y la depreciación nominal desde 1992 hasta fines del año 2002. Se aprecia que a inicios de los noventa, ambas se encontraban estrechamente relacionadas. De hecho, el coeficiente de correlación (no condicional) entre estas dos series en el período enero 1992 – diciembre 1995 es de 0.84. Asimismo, a medida que la inflación se reduce, la relación se torna difusa lo que se evidencia en un coeficiente de correlación de 0.45 entre enero de 1996 y fines del 2002. Un hecho curioso por notar es que entre enero de 1998 y mediados de 1999 esta correlación aparenta ser negativa: una marcada depreciación nominal vino acompañada de una disminución significativa de la inflación, lo que sugiere un *PT* particularmente débil en ese período. Este análisis descriptivo es retomado con algo más de detalle posteriormente.

La no-linealidad del *PT* sin duda tiene importantes implicaciones para la política monetaria por dos motivos. En primer lugar, puede afectar los pronósticos de inflación. Un análisis incompleto sobre las condiciones iniciales de predicción y el planteamiento de supuestos equivocados sobre la trayectoria futura de la economía pueden llevar a predicciones erróneas y a consecuentes políticas inadecuadas[5]. En segundo lugar, la no-linealidad del *PT* puede variar los efectos de las acciones del banco central sobre su objetivo central.

El presente estudio se traza como objetivo estudiar la asimetría en el *PT* en el Perú para tener un mejor entendimiento de los factores que lo afectan y conocer con mayor detalle el proceso agregado de determinación de precios. Todo ello apunta a proveer de una herramienta útil que permita derivar conjeturas razonables sobre la evolución futura del *PT* e incorporar esta información en modelos de simulación y análisis de política[6]. Este aporte se considera significativo en el contexto del esquema de metas de inflación seguido por el BCR desde inicios del año 2002.

Este documento se organiza de la siguiente manera. En la segunda sección se discuten algunos canales por donde se manifiesta el *PT* y se estima un modelo lineal base que resume estos mecanismos. Se encuentra que el *PT* extraído de este modelo es fuertemente inestable, hecho atribuido a la linealidad del mismo. En la tercera sección se conduce una breve discusión conceptual sobre los factores macroeconómicos que generan la asimetría en el *PT*. Con ello, la sección cuatro introduce no-linealidades al modelo base, las contrasta estadísticamente y determina una lista de variables que hacen que el *PT* sea dependiente del estado de la economía. La sección cinco compara los resultados del modelo lineal base con la de los modelos no-lineales y estudia cómo se altera el *PT* ante distintos entornos y estados. Se encuentran efectos y asimetrías importantes que permiten vislumbrar mejor la relación entre el tipo de cambio y el nivel de precios. Entre ellos destacan la magnitud de la depreciación nominal que produce el *PT*, la posición de la economía en el ciclo económico y la efectividad del BCR en controlar la inflación. Por último, la sección seis concluye el estudio, plantea reflexiones en torno a los resultados empíricos y propone algunos lineamientos para la investigación futura.

2. El *Pass-Through* y la cadena distributiva

El PT es un fenómeno microeconómico determinado, en un contexto competitivo, por la elasticidad precio de las importaciones. En una economía pequeña y abierta, donde el ser tomador de precios internacionales implica que los importadores presentan una oferta perfectamente elástica, se espera que el *PT* sea completo. Cuando se transan bienes homogéneos en un mercado mundial integrado, se intuye que el arbitraje eliminará el diferencial de precios expresados en una moneda común. Ello quiere decir que se cumple la Ley de un Solo Precio y que una depreciación implicará un aumento de los precios domésticos en la misma magnitud para reestablecer la razón de precios relativos (relación uno a uno)[7], por lo menos en el largo plazo.

[5] En la literatura de modelos no lineales se baraja el argumento que de presentarse asimetrías fuera de la muestra de estimación, que no pueden ser recogidas por una especificación lineal, un modelo no-lineal es la herramienta adecuada para la predicción. Véase Clements y Smith (1999) y Lundbergh y Teräsvirtra (2002) para simulaciones que respaldan esta intuición.

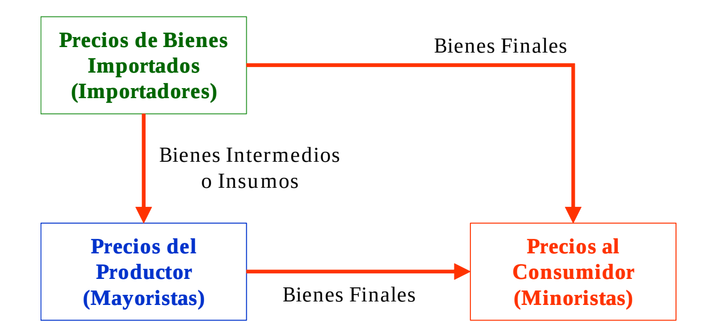
[6] Un ejercicio ilustrativo se encuentra en García y Restrepo (2001) para Chile.

[7] Parafraseando esta idea, una depreciación exigirá un ajuste de precios internos que asegure un tipo de cambio real constante (que se mantenga el Poder de Paridad de Compra). Un estudio interesante al respecto es el de Engle y Rogers (1995).

No obstante, numerosa literatura liderada por Dornbusch (1987)[8] muestra que bajo situaciones distintas a la competencia perfecta (ciertamente, más realistas) tales como estructuras oligopólicas en el mercado de bienes o bajo la presencia de sustituibilidad imperfecta entre los bienes nacionales e importados, el PT puede ser menor a uno (incompleto). Ello debido a que las firmas cambian estratégicamente la forma de fijar precios y las familias alteran sus patrones de consumo para incrementar o disminuir la demanda de bienes importados. Se concluye, de este modo, que el PT es menor en mercados segmentadas[9] y donde se transen bienes diferenciados[10].

En este punto cabe concentrarse en la *Cadena Distributiva de Bienes*, ilustrada en el gráfico 2, donde se diferencian hasta tres vías en cómo una depreciación se traduce en mayores precios para los consumidores[11]. La cadena es compuesta por tres etapas: importadores, productores (mayoristas) y minoristas. Dada la existencia de rigideces nominales e imperfecciones en los mercados de cada una de las etapas de la cadena, el PT no será mayor conforme se avance a lo largo de ella.

Gráfico 2
La Cadena Distributiva de Bienes



Un incremento en el tipo de cambio puede comprometer el margen de ganancia de los importadores. Si éstos tienen la facilidad de transferir los mayores costos a los productores, se incrementa el PT. Los productores, a su vez, pueden transferir los mayores costos a los minoristas quienes los cargarán finalmente a los consumidores.

La discusión anterior se refiere al efecto directo de una depreciación sobre los precios. Sin embargo, existe un efecto indirecto las importaciones pueden ser utilizadas como insumos o bienes intermedios en la producción local. Así, una depreciación incrementará el costo real de producción y presionará al alza de los precios de bienes locales, sin necesidad de existir sustituibilidad con los bienes transables finales. Claramente, cuanto más intenso sea el uso de bienes importados como insumos o bienes intermedios, se espera que el PT sea mayor.

Finalmente, un aspecto poco abordado en la literatura es el PT producto de la dolarización[12]. Al margen de la fijación de precios en dólares, que incide directamente sobre el precio al consumidor, un mayor tipo de cambio aumenta los costos financieros de las firmas con pasivos dolarizados. Si existe un gran número de estos agentes, podría esperarse en algún momento un incremento de precios que permita reestablecer el patrimonio empresarial previo a la depreciación.

---

[8] Buenas recopilaciones de la literatura producida en los ochentas, se encuentran en Knetter (1993) y Goldberg y Knetter (1997).
[9] Donde, en términos de Goldberg y Knetter (1997), las firmas pueden practicar discriminación de precios de tercer grado generando el fenómeno llamado *Pricing to Market*.
[10] Otros factores son el grado de apertura de la economía (Romer, 1993) y la participación de firmas extranjeras en el mercado local (Dornbusch, 1987). Véase además Burstein y otros (2002).
[11] Véase Miller (2003) para una discusión más detallada y completa sobre canales alternativos.
[12] Excepciones son Haussman y otros (2000), González (2000) e Ize y Parrado (2002).

A priori la importancia de los tres canales mencionados parece significativa en el caso peruano hacia fines del año 2002. El 35% de los bienes que conforman el IPC son transables mientras que el precio de algunos bienes no transables, como los alquileres de vivienda que participan con el 3% en la canasta del IPC, son fijados en dólares. Por otro lado, más del 30% de los insumos utilizados por el sector industrial local son importados[13] mientras que aproximadamente el 80% del crédito bancario al sector privado es contratado en dólares.

2.1 Un modelo estructural base

Como punto de partida del análisis empírico se toma un modelo de determinación de precios a lo largo de la cadena distributiva. Éste es propuesto por McCarthy (1999) y analiza cómo choques de oferta, de demanda y de tipo de cambio son transmitidos en cada etapa de la fijación de los precios finales (Gráfico 2). Se plantea que las inflaciones de cada índice constan de cinco componentes: la inflación esperada en cada etapa, choques de oferta y de demanda domésticos, choques al tipo de cambio (externos), efectos de choques a la inflación en las etapas anteriores y, finalmente, perturbaciones propias de cada fase.

Formalmente, la cadena distributiva responde al siguiente sistema

Oferta $$s_t = E_{t-1}(s_t) + u_t^s \quad \textbf{...(1a)}$$

Demanda $$y_t = E_{t-1}(y_t) + a_{ys}u_t^s + u_t^y \quad \textbf{...(1b)}$$

Tipo de Cambio $$\Delta e_t = E_{t-1}(\Delta e_t) + a_{es}u_t^s + a_{ey}u_t^y + u_t^e \quad \textbf{...(1c)}$$

Precios de Importaciones $$p_t^m = E_{t-1}(p_t^m) + a_{ms}u_t^s + a_{my}u_t^y + a_{me}u_t^e + u_t^m \quad \textbf{...(1d)}$$

Precios al por Mayor $$p_t^w = E_{t-1}(p_t^w) + a_{ws}u_t^s + a_{wy}u_t^y + a_{we}u_t^e + a_{wm}u_t^m + u_t^w \quad \textbf{...(1e)}$$

Precios al Consumidor $$p_t^c = E_{t-1}(p_t^c) + a_{cs}u_t^s + a_{cy}u_t^y + a_{ce}u_t^e + a_{cm}u_t^m + a_{cw}u_t^w + u_t^c \quad \textbf{...(1f)}$$

donde $E_{t-1}(x_t)$ es la expectativa de x_t con información disponible hasta el período $t-1$ y los u_t representan innovaciones estructurales contemporáneamente independientes y no autocorrelacionadas.

Los choques de oferta son identificados a partir de la diferencia entre la inflación del Índice de Precios al Consumidor (IPC, en adelante) y la inflación subyacente, es decir, la inflación no subyacente[14], s_t . Las perturbaciones de demanda son aproximadas mediante la dinámica de la brecha del producto, y_t , luego de haber descontado los efectos contemporáneos de choques de oferta. La dinámica de la depreciación nominal, Δe_t , establece las innovaciones externas tras controlar las fluctuaciones del tipo de cambio por los efectos de choques de oferta y demanda. Por su parte, los choques de inflación en cada etapa son simplemente las fluctuaciones no explicadas por información sobre los choques de oferta, demanda, tipo de cambio e innovaciones de las inflaciones de etapas previas de la cadena[15]. Los precios de las importaciones son aproximados por el Índice de Precios al por Mayor de Productos Importados (IPMI, en adelante) mientras que los precios del productor corresponden al Índice de Precios al por Mayor de Productos Nacionales (IPMN en adelante)[16].

[13] En el año 2002 el PBI fue cercano a US$ 56.5 miles de millones y el PBI Industrial representó el 15% de esta cifra. Por su parte, las importaciones de insumos para la industria fueron US$ 2.6 miles de millones, 31% del PBI Industrial.
[14] Esta medida recoge las fluctuaciones en precios como cambios en el precio de los combustibles o del transporte interprovincial, retrasos o adelantos de cosechas de alimentos por condiciones climatológicas o variaciones en las tarifas de servicios públicos. Los rubros considerados equivalen al 31.7% de la canasta base del IPC. Véase BCR (2002).
[15] Estas perturbaciones pueden ser interpretadas como cambios en el poder de fijación de precios de las empresas de cada etapa de la cadena.
[16] Detalles de los datos utilizados se encuentran en el Anexo No. 1.

Un aspecto atractivo de la especificación anterior es que admite que las fluctuaciones del tipo de cambio afecten al IPC directa e indirectamente. El efecto directo se relaciona con los productos importados o denominados en dólares que forman parte de la canasta del IPC mientras que el indirecto es inducido a través del incremento en costos descrito previamente.

Si se considera que las expectativas corresponden a la proyección lineal de los rezagos de todas las variables del sistema, el modelo (1) equivale a un VAR estructural,

$$\mathrm{A}\mathrm{Y}_t = \mathrm{B}(L)\mathrm{Y}_{t-1} + \mathbf{u}_t \qquad \text{donde} \qquad \mathrm{Y}_t = [\, s_t \;\; y_t \;\; ? \;\; e_t \;\; p_t^m \;\; p_t^w \;\; p_t^c \,]' \qquad \textbf{...(2)}$$

cuya forma reducida es

$$\mathrm{Y}_t = \mathrm{H}(L)\mathrm{Y}_{t-1} + \mathbf{e}_t \qquad \text{donde} \qquad \mathrm{AH}(L) = \mathrm{B}(L),\; \mathrm{A}\mathbf{e}_t = \mathbf{u}_t \qquad \textbf{(3)}$$

siendo A una matriz triangular tal que las innovaciones son ortogonalizadas mediante la descomposición de Cholesky[17, 18].

En este contexto, el *pass-through* k_t se calcula a partir de las funciones acumuladas de respuesta al impulso[19],

$$k_t = \frac{\sum_{j=0}^{t} \frac{\partial p_{t+j}^{c}}{\partial u_t^{e}}}{\sum_{j=0}^{t} \frac{\partial \Delta e_{t+j}}{\partial u_t^{e}}} \qquad \textbf{...(4)}$$

El numerador de k_t mide el efecto acumulado que una depreciación ha generado sobre la inflación hasta el período t. Es importante notar que, dada la especificación VAR del sistema, la respuesta de inflación reflejará, además de la reacción al choque estructural, la respuesta endógena del tipo de cambio. Es decir, la respuesta en el período t es generada tanto por el choque inicial como por las depreciaciones que siguen a este choque. Para evitar este posible problema de sobreestimación, en el denominador de k_t se considera la respuesta acumulada y endógena del tipo de cambio al choque.

2.2 Resultados del modelo base

El sistema (1) fue estimado utilizando datos mensuales desde 1993 hasta fines del año 2002[20]. En seguida se computaron los distintos *PT* según (4) para un horizonte de 0 a 36 meses, mostrados en el gráfico 3.

---

[17] Se recomienda la lectura de Favero (2002) para aspectos generales de la metodología VAR.

[18] La falta de una relación de cointegración estable entre las series que componen el sistema impidió modelar la transmisión de choques en términos de una ecuación de largo plazo que recoja la Paridad de Poder de Compra. Para lineamientos sobre este enfoque véase Gonzales (2000).

[19] Esta definición es similar a la utilizada en Goldfajn y Werlang (2000).

[20] Los detalles sobre la estimación de la forma reducida de (3) se encuentran en el Anexo No. 1.

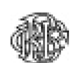
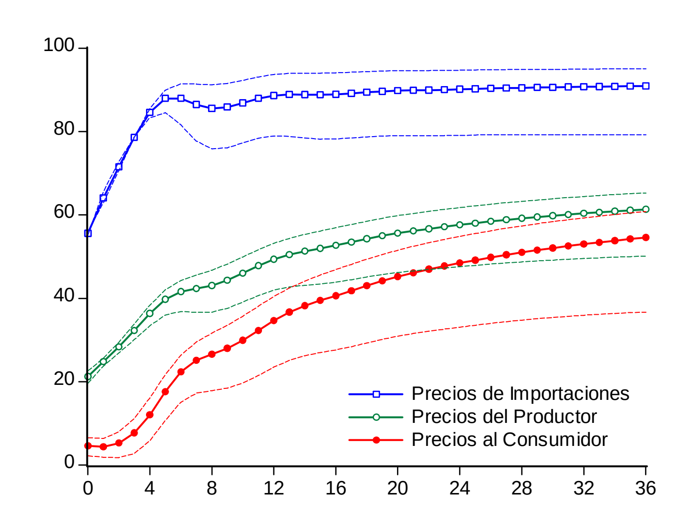
 

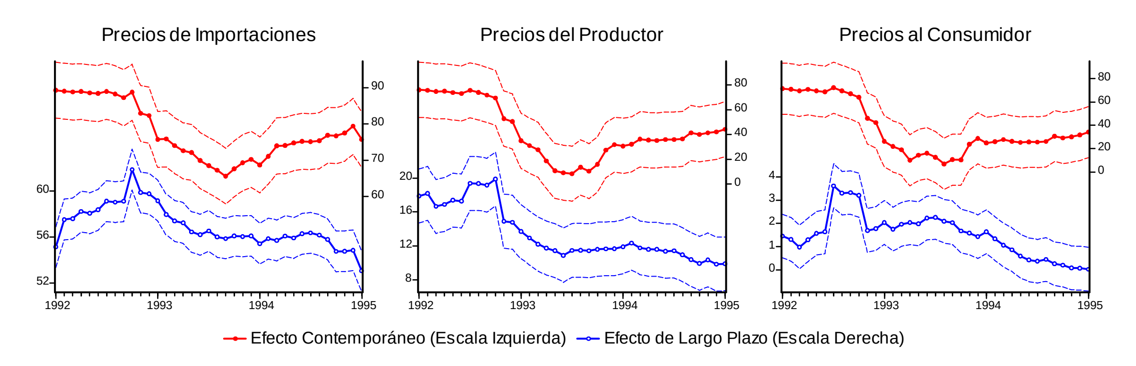
Gráfico 3
Estimaciones del *Pass-Through* según el modelo base, 1993 – 2002
(en porcentajes de una depreciación)



En la figura se aprecia que el *PT* hacia el IPMI no es completo, con un valor de largo plazo de 85%. En un año 82% de la depreciación es transferida a estos precios por lo que la vida media del choque es de tan sólo 3 meses. Por su parte, el *PT* hacia el IPMN es sustancialmente menor: 60% en el largo plazo, con un efecto a un año de 46% y una vida media de 9 meses. Por último, la transferencia hacia el IPC es de 46% en el largo plazo y de 28% en un año. Asimismo, ésta es más lenta al reportar una vida media de un año.

El *PT* hacia el IPC hallado es considerablemente mayor a los de Mihaljek y Klan (2001) y Morón y Winkelried (2002), reportados en el Cuadro 1, tanto en el corto como en el largo plazo. Esto se debe a la influencia de los años iniciales de la muestra donde tanto la tasa de inflación como la depreciación eran elevada con respecto a sus valores hacia finales de los noventa.

Gráfico 4
Estimaciones del *Pass-Through* del modelo base según inicio de la muestra
(en porcentajes de una depreciación)



Si bien bajo algunos supuestos estos resultados pueden ser razonables, el sistema estimado no es estable en toda la muestra. En particular, no se tiene suficiente evidencia para aceptar la hipótesis nula de estabilidad de parámetros[21]. Para ilustrar este punto, se procedió a calcular las medidas de *PT* considerando una muestra de

[21] Véase el Anexo No. 3.

tamaño variable donde se eliminaron, una por una, las observaciones iniciales. Así, se estimó el sistema, con datos iniciados en enero de 1992, con febrero de 1992 como primera observación y así sucesivamente hasta iniciar la muestra en enero de 1995. los resultados de este ejercicio se muestran en el gráfico 4.

De la discusión y resultados anteriores pueden extraerse dos conclusiones importantes. Primero, se confirma la inestabilidad del *PT*. Quizá "inestabilidad" tiene la connotación de "error de especificación" o de "problema econométrico". No obstante, en el contexto de este estudio la inestabilidad se relaciona, más bien, con el hecho de que *el PT es dependiente del estado de la economía*. Segundo, el *PT* muestra una marcada *tendencia decreciente* que va de la mano con la gradual convergencia hacia un entorno de estabilidad monetaria en Perú. Estos resultados motivan la discusión plasmada en el resto del documento

3. Factores macroeconómicos detrás del *Pass-Through*

A pesar de tratarse de un fenómeno microeconómico, el entorno macroeconómico puede alterar el efecto del tipo de cambio sobre la inflación a través de la cadena distributiva. Las firmas pueden enfrentar un choque macroeconómico de tal magnitud o naturaleza que genere un cambio permanente en el volumen de bienes transados, en sus márgenes y, por ende, en la intensidad y la velocidad del *PT*.

La literatura ha identificado una lista de determinantes macroeconómicos del *PT*. A continuación se exponen cinco factores que van a ser contrastados empíricamente en secciones posteriores.

En primer lugar, se tiene la **dinámica del tipo de cambio**. Una depreciación pronunciada generará incentivos para que las firmas eleven sus precios. Ante una depreciación reducida es más probable que estos agentes decidan no modificar sus precios, dada la existencia de costos de menú o de un beneficio marginal de hacerlo muy reducido[22]. En este sentido, como sostienen León y otros (2001), una secuencia de pequeñas depreciaciones será menos inflacionaria que una gran depreciación. Asimismo, Wei y Parsley (1995) muestran que la mayor volatilidad del tipo de cambio hace a las firmas más adversas a cambiar sus precios y más dispuestos a ajustar temporalmente sus márgenes, reduciendo el PT[23].

Un segundo factor es la posición de la economía en el **ciclo económico**. Si la economía se encuentra en una fase recesiva o con una demanda interna débil, fuertes depreciaciones no implicarán incrementos en precios porque las firmas optarán por ajustar márgenes para no sacrificar su participación en el mercado. Por el contrario, como sostienen Goldjfan y Werlang (2000), cuando la economía entra a una etapa expansiva las firmas, que en esta ocasión gozan de ventas crecientes y posibles excesos de demanda, encuentran más fácil trasladar aumentos de costos a los precios finales[24].

El tercer factor se refiere al **desalinamiento del tipo de cambio real**, en particular cuando éste se encuentra subvaluado. Esta situación, como sugieren Bergin y Feenstra (2001), genera un exceso de oferta en el sector no transable con lo que se requiere una depreciación nominal que contraiga la demanda del sector transable, reestablezca el precio relativo de equilibrio y atenúe posibles presiones inflacionarias. Borensztein y De Gregorio (1999) notan que las depreciaciones ocurridas sin aparentes desequilibrios en el tipo de cambio real generan presiones inflacionarias o una apreciación futura, como mecanismo de corrección. Ninguno de estos efectos se observa de existir una subvaluación real inicial.

[22] Las implicancias sobre los costos de menú se encuentran en Smets y Wouters (2002).
[23] Un aspecto vinculado y no estudiado en este documento es la naturaleza de la depreciación: permanente o transitoria. Véase Engel (2002).
[24] Puede argumentarse paralelamente que en recesión las firmas reducen su producción y desacumulan sus inventarios. En este caso una depreciación no afectará los precios ya que los inventarios pueden entenderse como producción generada con los costos anteriores al incremento del tipo de cambio. Véase Campa y Goldberg (1999).

Como cuarto factor, el **entorno inflacionario** influye sobre la frecuencia o persistencia de los cambios en costos, relacionada con el nivel de inflación. El caso extremo es una hiperinflación donde los precios son ajustados prácticamente en tiempo real[25]. En general, en un contexto de alta inflación el tipo de cambio es usualmente tomado como un precio de referencia, un *benchmark*, lo que conlleva a estrechos comovimientos de éste con los precios internos. Taylor (2000) anota que, contrariamente, en un entorno de baja inflación los agentes se muestran reacios a modificar sus precios ya que tienden a percibir los choques como transitorios.

En virtud de ello, la credibilidad o efectividad del Banco Central para alcanzar la meta de inflación que fija adquiere relevancia. Gagnon e Ihrig (2001) encuentran que cuando los agentes esperan que la autoridad monetaria actúe decididamente para estabilizar la inflación doméstica, se muestran menos propensos a cambiar sus precios ante una depreciación. En un contexto de metas de inflación, la meta definida ayuda a modificar las expectativas de los agentes quienes perciben un cambio en el comportamiento del mercado monetario que fomenta, finalmente, la reducción del PT[26].

Finalmente, como quinto factor se encuentra el grado de **dolarización** de la economía. Intuitivamente, se espera que cuanto más dolarizada se encuentre una economía mayor sea el PT y su velocidad. Gonzales (2000) descubre que esto no es del todo cierto y que si bien existe una relación positiva entre dolarización y PT, no es significativa. En Perú la mayoría de los salarios, los impuestos y los precios de bienes no durables son denominados en moneda nacional. Estudios previos como Quispe (2000) y Rossini (2001) demuestran que la dolarización en Perú no es un caso de sustitución monetaria sino de dolarización de activos y pasivos. Ello lleva a pensar que, de darse la transferencia, el PT operaría mediante la proporción de deuda en dólares al exponer a pérdidas patrimoniales a las empresas, como se ha mencionado[27].

4. Introduciendo asimetría: el contexto STVAR

El modelo base de la sección 2 es incapaz de capturar los efectos asimétricos que el estado de la economía genera sobre el PT. Para lidiar con esta limitación, se aborda una manera sencilla de introducir no-linealidad en (1): plantear que la forma reducida del VAR como[28]

$$\mathrm{Y}_t = \mathrm{K}_1(L)\mathrm{Y}_{t-1} + \mathrm{K}_2(L)\mathrm{Y}_{t-1}F(x_t; g, c) + \mathbf{v}_t \qquad \textbf{...(5)}$$

siendo x_t una *variable de estado* y $F(.)$ una función logística,

$$F(x_t; g, c) = \{1 + \exp[-g(x_t - c)]\}^{-1} \qquad \textbf{...(6)}$$

de modo que el vector Y_t sigue un proceso autoregresivo con transición suave (STVAR, en adelante) en la variable de estado o de transición[29].

En (6), c es un parámetro de umbral que define el estado de la economía según los valores de x_t mientras que g es un parámetro de suavizamiento. La especificación (5) converge a (2), un modelo lineal, si $g \to 0$ y a un modelo con cambios abruptos entre 2 regímenes ($x_t > c$, $x_t \leq c$) cuando $g \to \infty$ (F es una variable binaria o *dummy*). Para valores intermedios de g (6) establece una dinámica tal que Y_t varíe gradualmente ante cambios en x_t, formándose un continuo de estados.

Dada (6), la *hipótesis nula de linealidad* puede resumirse en H_0: $g = 0$. Para contrastarla, Lukkonen y otros (1988) proponen reemplazar la función F por una aproximación de Taylor alrededor de la hipótesis nula[30]. Así, si x_t es conocida, la aproximación de (5) es

[25] Es bueno considerar además que, como señala Benabou (1992), la inflación impone costos a las firmas al reducir sus márgenes reales.
[26] Goldfjan y Werlang (2000) hallan que las expectativas de inflación son determinantes del PT.
[27] Morón y Winkelried (2002) estudian este aspecto con mayor profundidad.
[28] Un enfoque alternativo, ciertamente más elegante, es provisto por Weise (1999) quien ilustra con un pequeño modelo estructural cómo una sola variable puede ser la fuente de no-linealidad de todo el sistema.
[29] Los modelos de transición suave tienen una historia relativamente corta en el debate econométrico y han mostrado ser altamente exitosos en capturar no-linealidades existentes en los datos. Una buena recopilación bibliográfica se encuentra en van Dijk y otros (2001).

$$\mathrm{Y}_t = \Lambda_1(L)Y_{t-1} + \Lambda_2(L)\mathrm{Y}_{t-1}x_t + \mathbf{?}_t \qquad \textbf{...(7)}$$

Luego, H_0: $g = 0$ es equivalente a H_0: $\Lambda_2(L) = 0$. Esto es, verificar la significancia conjunta de pk^2 coeficientes, donde p es el número de rezagos del VAR y k, el número de variables (5 en el modelo base) a través del procedimiento estándar:

- Estimar (3) y recoger la matriz de covarianzas de los residuos, W_e .
- Estimar (7) y recoger la matriz de covarianzas de los residuos, W_x .
- Calcular el estadístico[31] $LR = (T - pk)\{\ln(|\Omega_e| - \ln(|\Omega_x|)\} \sim c^2(pk^2)$

Un valor alto de LR implica que los regresores adicionales (los originales multiplicados por x_t) contienen información valiosa para explicar Y_t . Al interpretar la prueba como un contraste de linealidad, un valor LR alto es síntoma de presencia de no-linealidad en los datos, causada por x_t.

Si bien el procedimiento anterior es suficiente para corroborar la presencia global de efectos asimétricos, es posible probar la no-linealidad ecuación por ecuación con el propósito de tener una mejor comprensión de qué variables son las que más se alteran con el proceso de transición. Para tales fines, corresponde plantear pruebas F de exclusión de variables y verificar su significancia estadística[32].

Por otro lado, existen algunas estrategias disponibles para la estimación de (5) y (6). A saber, la optimización de una función de verosimilitud (máxima verosimilitud con información completa) o una estimación por mínimos cuadrados no lineales. No obstante, además de tratarse de alternativas computacionalmente costosas, Potscher y Prucha (1997) anotan que puede llevar a problemas de identificación dada la sensibilidad del modelo al parámetro g. Ante ello, Leybourne y otros (1998) proponen realizar búsquedas entre posibles valores de los parámetros no-lineales, g y c, y estimar (5) como un modelo lineal. Esta alternativa es denominada *mínimos cuadrados condicionales* y es la adoptada considerando, además, la estrategia de búsqueda de Wiese (2000). Puntualmente, se fija un valor de c, se realiza una búsqueda sobre una gama de valores de g y se estima (5) por mínimos cuadrados ordinarios. La selección de los valores de c y g responde tanto a razonamiento económico como a la significancia estadística y bondad de ajuste del modelo resultante.

Por último, bajo este nuevo esquema el *PT* puede ser calculado de manera análoga a (4). La diferencia es que las funciones de respuesta al impulso de modelos no-lineales no tienen una forma analítica y precisan ser simuladas como proponen Koop y otros (1996) y Potter (2000). Este procedimiento determina las *funciones generalizadas de respuesta al impulso* y es detallado en el Anexo No. 2.

4.1 ¿Existe no-linealidad en el modelo base?

Como se presume, el análisis ha sido restringido a especificaciones como (5), es decir, a sistemas VAR con una única función de transición[33]. La razón de ello es el reducido tamaño muestral. Por tal motivo, los cinco factores macroeconómicos discutidos en la sección 3 son estudiados por separado con la expectativa de que los resultados sean complementarios y que se pueda extraer un único conjunto de conclusiones de las diversas estimaciones.

Se exploró heurísticamente un gran número de variables de transición, divida en 5 grupos, uno por cada factor de no-linealidad. Para cada candidata se ejecutó el contraste de linealidad descrito anteriormente y se evalúo la dinámica que generaba en el STVAR. Sobre la base de estos criterios se optó por utilizar como variables de transición el primer rezago de los siete indicadores mostrados en el Cuadro 2[34].

[30] Nótese que bajo H0 los parámetros g y c no están identificados por lo que la formación directa de un estadístico tipo c^2 o F no es posible. Esta situación es conocida como el *problema de Davies* y encuentra solución al utilizar aproximaciones de Taylor. Skalin (1998) propone el uso de técnicas *bootstrap* como alternativa aunque los costos computacionales a los que conlleva le restan atractivo. Finalmente, Weise (1999) extiende el debate al contexto VAR.

[31] En la elaboración de la prueba LR se considera una corrección por muestra pequeña *a la Sims*.

[32] Ello va en línea con el análisis univariado de Granger y Terasvirta (1999).

[33] Modelos más generales se encuentran en Lundbergh y otros (2003) y Medeiros y Veiga (2000).

[34] El detalle sobre la construcción de estas variables se encuentra en el Anexo No. 1.

Cuadro 2
Pruebas de linealidad del modelo base según variable de transición

	s	y	Δe	p^m	p^w	p^c	**LR**
1. Dinámica del Tipo de Cambio							
$\Delta_1 e$	0.786	1.680	1.881	1.246	2.789	1.565	100.358
	(0.664)	(0.085)	(0.047)	(0.266)	(0.003)	(0.117)	(0.015)
$\Delta_6(i^S - i^\$)$	2.025	1.530	3.757	4.596	1.849	1.125	112.656
	(0.031)	(0.128)	(0.000)	(0.000)	(0.052)	(0.351)	(0.002)
2. Ciclo Económico							
$\Delta_{12}\, y$	1.482	1.718	3.841	4.484	1.458	1.095	102.084
	(0.146)	(0.076)	(0.000)	(0.000)	(0.156)	(0.375)	(0.011)
3. Desalinamiento del Tipo de Cambio Real							
$q - q^*$	1.484	1.467	2.494	1.436	3.111	1.668	117.444
	(0.145)	(0.152)	(0.007)	(0.165)	(0.001)	(0.088)	(0.001)
4. Entorno Inflacionario y Política Monetaria							
$\Delta_1 p^c$	1.087	1.649	2.189	1.636	2.764	2.079	121.303
	(0.381)	(0.092)	(0.019)	(0.096)	(0.003)	(0.026)	(0.000)
$\Delta_{12}(p^c - p^*)$	0.829	3.127	2.700	2.441	4.207	3.140	143.602
	(0.620)	(0.001)	(0.004)	(0.009)	(0.000)	(0.001)	(0.000)
5. Dolarización							
$\Delta_{12} r$	1.521	1.858	1.877	2.532	2.520	1.434	117.969
	(0.132)	(0.051)	(0.048)	(0.006)	(0.007)	(0.166)	(0.001)

Nota: *Los números bajo el nombre de las variables del modelo base son pruebas F individuales mientras que los que se encuentran en la columna "LR" son pruebas conjuntas. Las cifras entre paréntesis son* p-*values. En todos los casos la hipótesis nula es la linealidad del VAR.*

Antes de interpretar los resultados de este cuadro es bueno introducir algo de notación. Para cualquier variable x_t se tiene que para un número j entero positivo

$$\Delta_j x_t = x_t - x_{t-j} \qquad \text{...(8)}$$

Este operador recoge cierto comportamiento tendencial de x_t durante j períodos, lo que es conveniente para instrumentalizar muchos de los determinantes por estudiar.

Con respecto a la **dinámica del tipo de cambio** se encontró que *el tamaño de la depreciación* $\Delta_1 e_{t-1}$ genera no linealidad en el sistema, afectando principalmente a la ecuación de la brecha del producto, de la misma depreciación nominal y de la inflación del IPMN. Asimismo, una variable de transición interesante fue la evolución del diferencial entre las tasas pasivas en moneda nacional y moneda extranjera, una *proxy* de la *depreciación esperada*, $\Delta_6(i^S_{t-1} - i^\$_{t-1})$. Esta variable introduce asimetría al modelo base a través de prácticamente todas sus ecuaciones.

Por otro lado, la variable $\Delta_{12} y_{t-1}$ captura la dinámica del **ciclo económico**. Vale la pena analizarla: si es positiva, la brecha del producto reciente es mayor a la observada un año atrás lo que sugiere una fase expansiva; si es negativa, puede hablarse de una fase recesiva. Por su parte, el **desalinamiento del tipo de cambio real**, definido como $q_{t-1} - q^*_{t-1}$ donde q^* es el tipo de cambio real de equilibrio, resultó ser también una fuente de asimetría relevante.

Con respecto al **entorno inflacionario**, se tiene como primera variable de estado significativa la *aceleración de la inflación*, $\Delta_1 p^c_{t-1}$. No obstante, es más interesante centrar la atención en $\Delta_{12}(p^c_{t-1} - p^*_{t-1})$ que es el cambio en

el desvío de la inflación observada con respecto a la meta del BCR, p^*. Si esta variable es positiva, el desvío reciente es mayor que el pasado por lo que se refleja una *reducción en la efectividad de la política monetaria*; por el contrario, si es negativa se tiene un aumento de efectividad.

Finalmente, la evolución del ratio de **dolarización** de créditos, $\Delta_{12} r_{t-1}$, explica también la presunta asimetría en el modelo. Un valor positivo de este indicador sugiere que las firmas están dolarizando cada vez más sus pasivos. Si bien podría argumentarse que los cambios en los niveles de dolarización son marginales dado el alto grado de dolarización de la economía, a juzgar por los resultados del Cuadro 2, el contenido estadístico de esta variable parece ser un determinante importante del *PT*.

4.2 Identificando regímenes en la muestra

En el Cuadro 3 se muestran los valores "estimados" de los coeficientes de la función de transición, según cada variable de estado, y se describe brevemente su comportamiento en la muestra. Además, se incluye los resultados de pruebas de significancia conjunta de los parámetros del polinomio $K_2(L)$ en (5) con el fin de confirmar la presencia de no linealidad en cada modelo[35].

Cuadro 3
Estimación de los modelos STVAR según variable de transición

	g	c	Muestra por Régimen (%)			LR
			Bajo	Medio	Alto	
1. Dinámica del Tipo de Cambio			F < 0.15		F > 0.85	
$\Delta_1 e$	7.7	2.5	54.3	18.1	27.6	0.000
$\Delta_6(i^S - i^\$)$	31.4	-0.2	49.1	6.0	44.8	0.035
2. Ciclo Económico						
$\Delta_{12} y$	> 100	0.0	46.6	0.0	53.4	0.000
3. Desalinamiento del Tipo de Cambio Real						
$q - q^*$	26.1	0.0	46.6	5.2	48.3	0.000
4. Entorno Inflacionario y Política Monetaria						
$\Delta_1 p^c$	8.2	0.0	50.9	12.9	36.2	0.030
$\Delta_{12}(p^c - p^*)$	6.9	0.0	42.3	26.9	30.8	0.040
5. Dolarización						
$\Delta_{12} r$	5.8	2.0	44.0	27.6	28.4	0.008

Nota: *La letra "F" se refiere al valor de la función de transición. Las cifras de la columna "LR" son los* p-*values de la hipótesis nula que los coeficientes de la parte no lineal del STVAR son (todos) iguales a cero.*

El valor de umbral c vinculado con la depreciación nominal es de 2.5 y permite catalogar a los regímenes extremos generados con la primera variable de estado como *alta* y *baja* depreciación[36]. Por su parte, el estimado del coeficiente g es reducido, lo que sugiere el *PT* es alterado gradualmente ante una depreciación muy marcada.

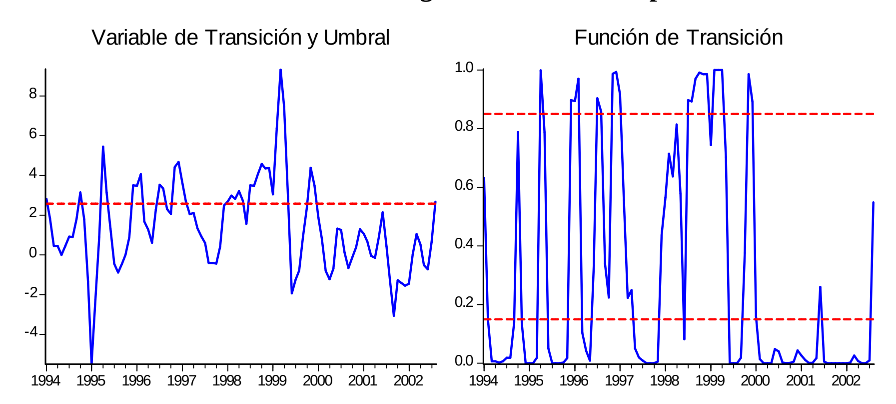
[35] En el Anexo 3 se presentan los diagnósticos e indicadores de bondad de cada estimación. En términos generales, todas cumplen con requerimientos estadísticos aceptables.

[36] Inicialmente, el valor umbral fue fijado en cero para catalogar a los regímenes como depreciación versus apreciación nominal. No obstante, las pruebas estadísticas y los niveles de ajuste del sistema derivado fueron insatisfactorios.

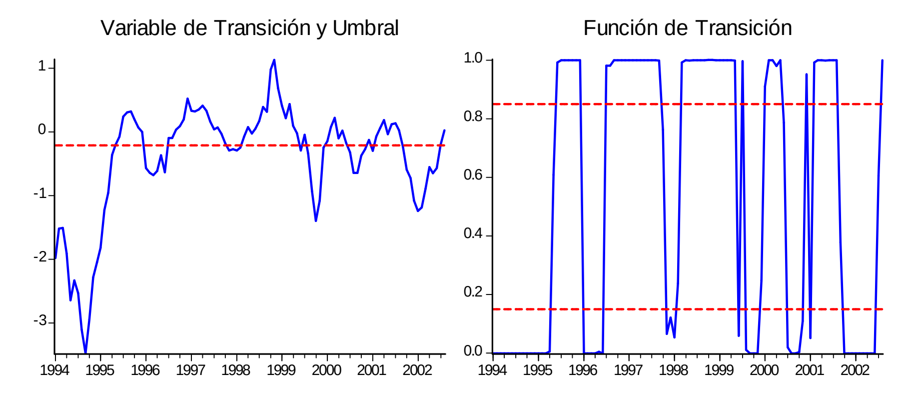
En el gráfico 5 se muestra la trayectoria de la depreciación nominal y de la función de transición que genera. Se aprecia que la última transita de valores elevados a valores reducidos (y viceversa) gradualmente. Bajo esta estimación, resalta la volatilidad de la depreciación y de la función de transición a inicios de la muestra debido a que en esa época se presenció un alto movimiento en la cuenta de capitales. Del mismo modo es claro el cambio de régimen ocasionado por las crisis rusa y brasilera a fines de 1998 e inicios de 1999, respectivamente, y la persistencia de tasas de depreciación reducidas (e incluso apreciación nominal) desde inicios de la década del 2000, donde la economía peruana experimentó una marcada desaceleración.

Gráfico 5
Función de transición según tamaño de la depreciación



Con relación a la variable que aproxima la depreciación esperada, el Cuadro 3 revela un valor de g superior, de modo que la transición de un régimen a otro es más rápida[37]. Ello se observa en la mayor frecuencia de valores extremos de la función de transición (descripción de "F" en el cuadro). En el gráfico 6 se aprecia que la dinámica de la función de transición es similar, en líneas generales, a la mostrada en el gráfico 5.

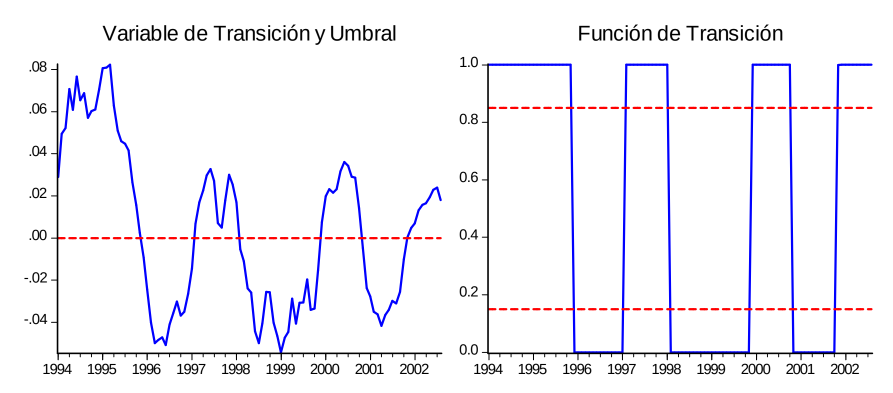
Gráfico 6
Función de transición según tamaño de la depreciación esperada



Los resultados asociados con la variable $\Delta_{12}y_{t-1}$ de manera concluyente conducen a analizar los efectos de la posición del ciclo económico del PT considerando dos estados discretos: Expansión y Recesión. De hecho, el valor de c mostrado en el Cuadro 3 es igual a cero mientras que el estimado de g es considerablemente elevado. El gráfico 7 muestra que, en efecto, se puede descomponer el período muestral en etapas "expansivas" (de 1994 a 1996, 1997, 2000 y 2002) y "recesivas"[38].

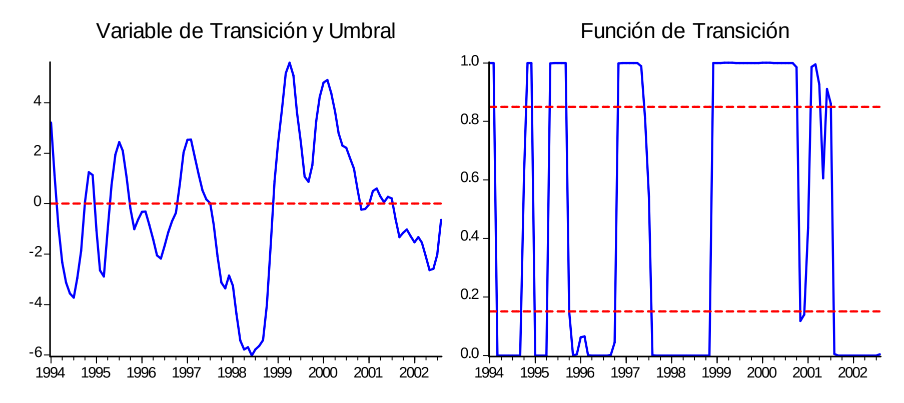
[37] La interpretación es que la medida de depreciación esperada es de naturaleza *forward looking*, lo que implica "saltos" como una respuesta anticipada que los agentes privados tienen a partir de sus pronósticos.
[38] El ciclo económico peruano en los noventas es estudiado en Carranza y otros (2002).

Gráfico 7
Función de transición según fase del ciclo económico



En el gráfico 8 se muestra la evolución de la medida utilizada de desalinamiento del tipo de cambio real y su respectiva función de transición. Resulta importante notar la marcada subvaluación en el año 1998 que se torna en sobrevaluación en los períodos posteriores. La razón de este fenómeno es el efecto de las mencionadas crisis financieras y la consecuente reducción de los términos de intercambio[39].

Gráfico 8
Función de transición según desalinamiento del tipo de cambio real



Por otro lado, el gráfico 9 muestra la evolución de $\Delta_1 p^c$. Las estimaciones del Cuadro 3 revelan una transición bastante suave entre una régimen de inflación acelerada y uno desaceleración de los precios. Este resultado es debido a lo fluctuante de esta variable de estado. Por su parte, el gráfico 10 ilustra a $\Delta_{12}(p^c - p^*)$ donde se destaca también el gradualismo en los cambios en la función de transición. Ello puede interpretarse como que deben ocurrir o bien desvíos notables entre la inflación observada o su meta o éstos deben ser muy recurrentes para generar efectos significativos sobre el *PT*[40].

[39] Mayor detalle en Ferreira y Herrada (2002).
[40] Para el seguimiento de la meta de inflación y sus cumplimientos véase BCR (2002).



Gráfico 9
Función de transición según dinámica de la inflación

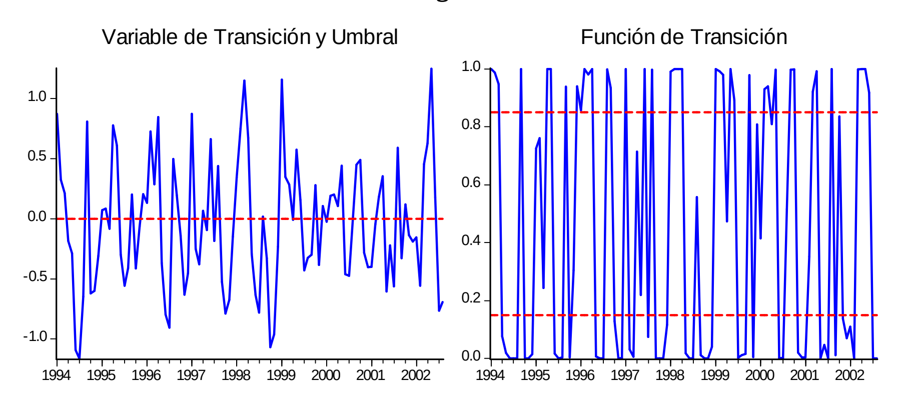


Gráfico 10
Función de transición según efectividad del BCR

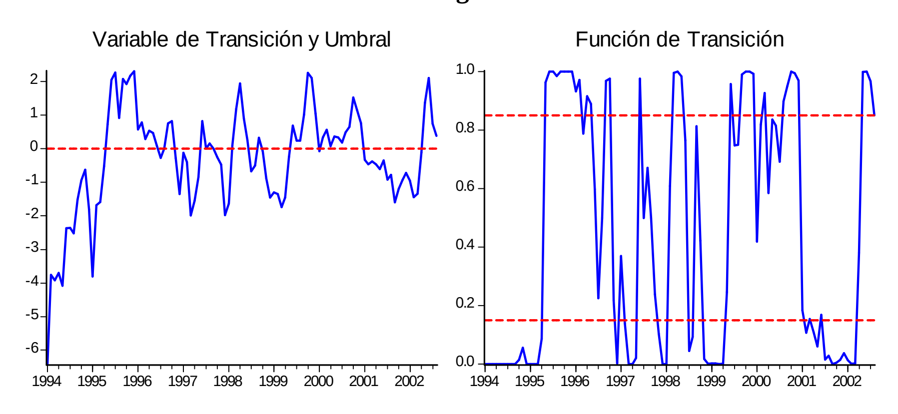
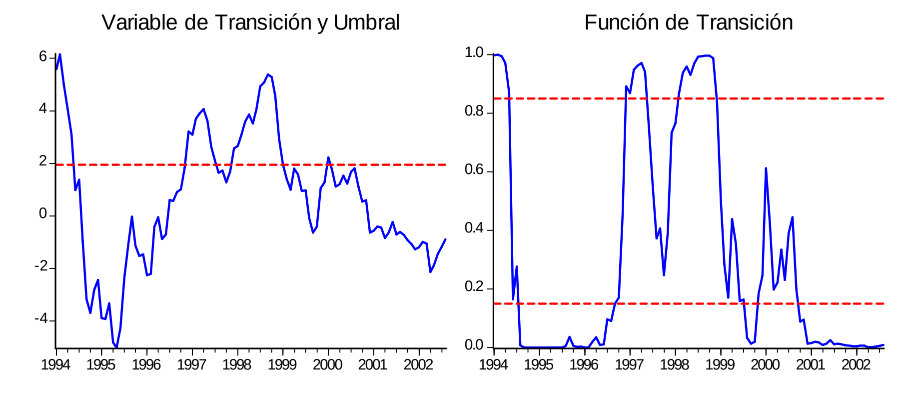


Gráfico 11
Función de transición según dinámica de la dolarización



Finalmente, el gráfico 11 muestra los cambios en el ratio de dolarización y su función de transición adjunta. Ésta revela un período de aceleración de la dolarización entre 1997 y 1999 y reducción de la misma hacia el final de la muestra[41].

5. El *Pass-Through* bajo distintos regímenes: Resultados

Las simulaciones realizadas con los siete modelos descritos son resumidas en el Cuadro 4 y en las Figuras. 12 a 18. A continuación se analizan los efectos asimétricos sobre el *PT* del tipo de cambio hacia el IPC, relevante para la política monetaria. En general, los efectos producidos sobre el IPMN e IPMI son cualitativamente similares.

Cuadro 4
Caracterización del *Pass-Through* según variable de transición

Variable de Transición		Régimen	*Pass-Through*						Vida Media del Choque		
			A un año			Largo Plazo					
			p^m	p^w	p^c	p^m	p^w	p^c	p^m	p^w	p^c
Modelo Lineal			82	46	28	85	59	46	3	9	12
1. Dinámica del Tipo de Cambio											
$\Delta_1 e$	> 2.5	*Depreciación Fuerte*	85	55	25	92	72	36	3	10	10
	< 2.5	*Depreciación Leve*	69	39	18	72	51	24	5	9	11
		Diferencia	*17*	*16*	*8*	*19*	*20*	*12*	*-2*	*1*	*-1*
$\Delta_6(i^S - i^\$)$	> -0.2	*Depreciación Esperada Fuerte*	85	54	28	90	66	40	3	7	9
	< -0.2	*Depreciación Esperada Leve*	68	38	16	74	50	28	4	9	10
		Diferencia	*17*	*16*	*12*	*16*	*16*	*12*	*-1*	*-2*	*-1*
2. Ciclo Económico											
$\Delta_{12} y$	> 0	*Expansión*	87	49	31	92	56	36	3	5	5
	< 0	*Recesión*	79	38	14	83	43	22	4	7	16
		Diferencia	*8*	*11*	*17*	*9*	*13*	*15*	*-1*	*-2*	*-11*
3. Desalinamiento del Tipo de Cambio Real											
$q - q^*$	> 0	*Sobrevaluación*	79	39	22	83	44	31	5	6	7
	< 0	*Subvaluación*	69	23	16	70	25	19	4	4	4
		Diferencia	*10*	*16*	*6*	*13*	*19*	*13*	*1*	*2*	*3*
4. Entorno Inflacionario y Política Monetaria											
$\Delta_1 p^c$	> 0	*Aceleración de la Inflación*	86	56	30	88	59	33	4	4	4
	< 0	*Desaceleración de la Inflación*	72	41	12	76	43	16	6	5	6
		Diferencia	*14*	*15*	*18*	*12*	*16*	*17*	*-2*	*-1*	*-2*
$\Delta_{12}(p^c - p^*)$	> 0	*Menor Efectividad*	76	23	22	88	43	40	7	12	10
	< 0	*Mayor Efectividad*	62	18	9	74	26	18	9	13	19
		Diferencia	*13*	*5*	*13*	*13*	*17*	*23*	*-2*	*-1*	*-9*
5. Dolarización											
$\Delta_{12} r$	> 2	*Dolarización Creciente*	88	38	29	89	42	33	3	7	5
	< 2	*Dolarización Decreciente*	76	33	19	79	40	27	4	9	7
		Diferencia	*12*	*5*	*10*	*10*	*2*	*6*	*-1*	*-2*	*-2*

[41] Consúltese Quispe (2000) para un análisis histórico sobre el proceso de dolarización de la economía peruana.

El primer resultado valida la existencia de asimetrías en el *PT* como producto del tamaño de la depreciación. En el Cuadro 4 y en el gráfico 12 se aprecia que tras una depreciación marcada (mayor a 2.5% según lo estimado) es transmitida al IPC en 25% en un año y en 36% en el largo plazo mientras que el traspaso se reduce en 8% y 12 % en un año y en el largo plazo, respectivamente, si la depreciación es moderada o leve. Por su parte, al analizar este fenómeno con la *proxy* de depreciación esperada (Gráfico 13) se confirma la discrepancia de 12% entre el PT asociado con una depreciación marcada y el vinculado con un aumento poco significativo del tipo de cambio.

Gráfico 12
***Pass-Through* según tamaño de la depreciación**
(en porcentajes de una depreciación)

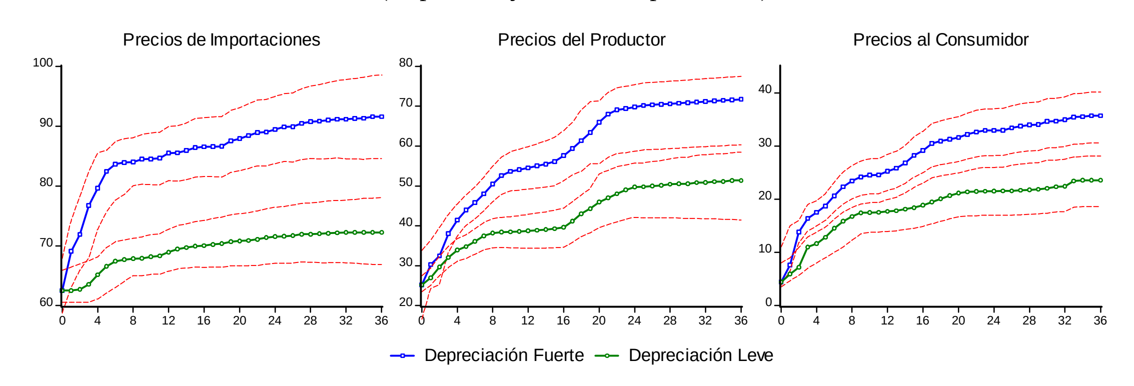
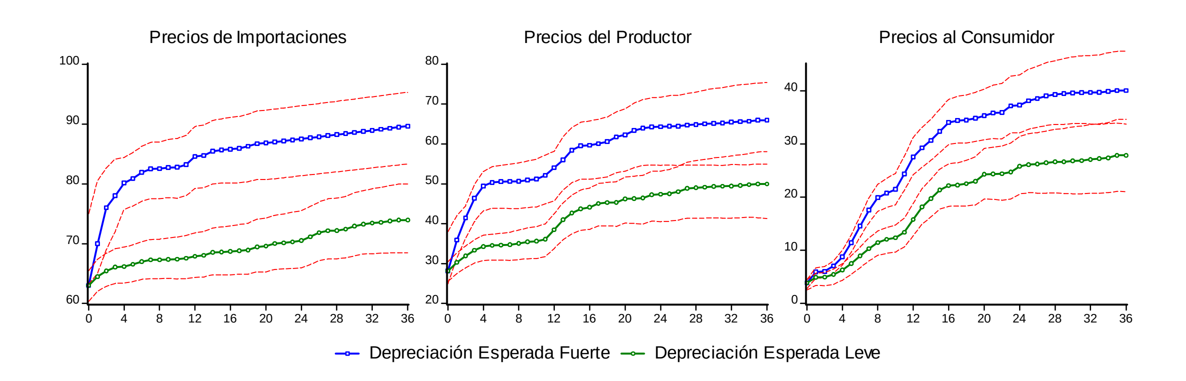
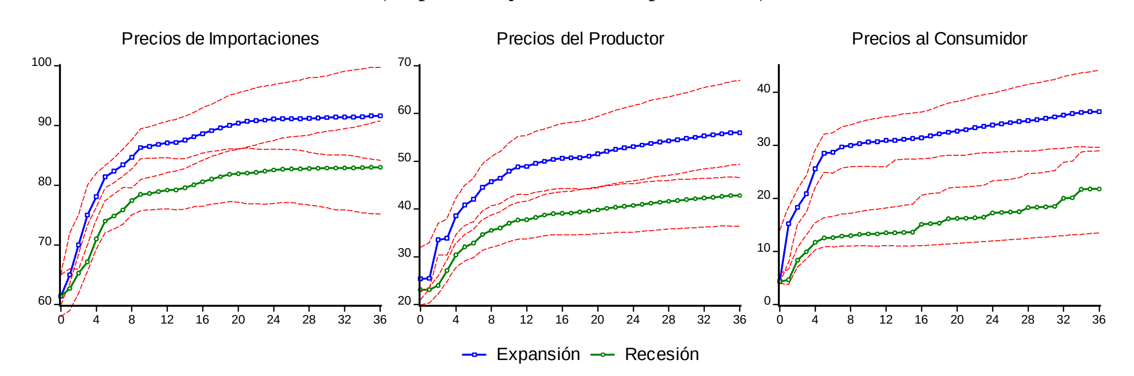


Gráfico 13
***Pass-Through* según tamaño de la depreciación esperada**
(en porcentajes de una depreciación)



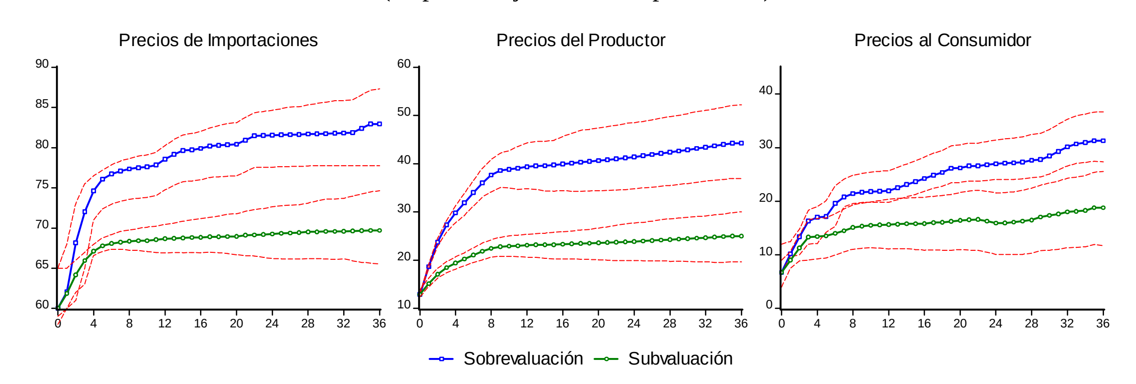
Por otro lado, las no-linealidades encontradas en el *PT* generadas a partir de la dinámica del ciclo económico tienen efectos interesantes, como se ilustra en el gráfico 14. El 31% y 36% de una depreciación es trasladado a los precios en un año y en el largo plazo, respectivamente, si la economía se encuentra en una etapa expansiva. Además, el choque es rápidamente trasladado a precios, con una vida media de tan sólo cinco meses. Por el contrario, cuando la economía se encuentra en recesión, disminuyen considerablemente tanto la magnitud del *PT* (entre 15% y 17%) como su velocidad (en cerca de un año, 11 meses).

Gráfico 14
***Pass-Through* según fase del ciclo económico**
(en porcentajes de una depreciación)



Con respecto al desalinamiento del tipo de cambio real, en el gráfico 15 se aprecia que una subvaluación conlleva, en toda las etapas de la cadena distributiva, a un *PT* menor. Esto es particularmente cierto en el caso del IPMN, donde se transfiere tan sólo el 25% de la depreciación en el largo plazo. Asimismo, a partir de una subvaluación real, el reducido *PT* es trasladado de manera rápida (en 4 meses), lo que permite respaldar la hipótesis de que ante esas circunstancias la depreciación es un mecanismo de corrección del desequilibrio.

Gráfico 15
***Pass-Through* según desalinamiento del tipo de cambio real**
(en porcentajes de una depreciación)



Por su parte, en el gráfico 16 se observa que el PT de largo plazo es menor en casi 20% cuando la inflación viene desacelerándose. Éste es particularmente reducido (16%) cuando la inflación es decreciente y su transferencia es, a su vez, más lenta. Este resultado es relevante para la política monetaria en la medida que provee evidencia de la existencia de una suerte de espiral depreciación-inflación que opera cuando la inflación se incrementa y se desactiva cuando ésta viene disminuyendo. Según estos hallazgos, se corrobora que la reducción del PT en el Perú se debe en gran medida a la estabilidad de precios.

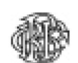
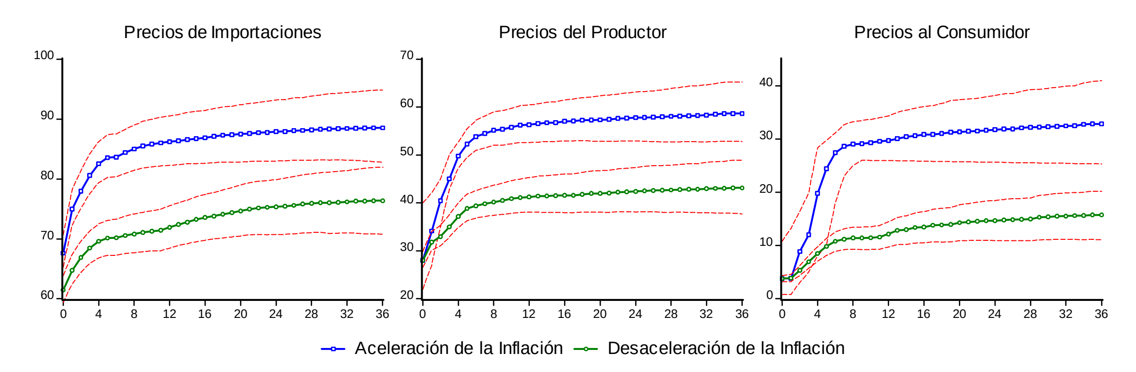


Gráfico 16
***Pass-Through* según dinámica de la inflación**
(en porcentajes de una depreciación)



Al respecto, en el gráfico 17 se presentan los *PT* bajo distintos niveles de efectividad del BCR. Si éste viene alcanzado metódicamente sus objetivos inflacionarios, menos del 10% de una depreciación es traducida en precios en un año. Los efectos sobre *PT* de largo son notables ya que éste, bajo el logro de la meta inflacionaria, se reduce a más de la mitad y asciende a 18%. Más aún, la vida media de una depreciación es elevada bajo estas circunstancias y asciende a cerca de 20 meses, resultado congruente con los de Morón y Winkelried (2002).

Gráfico 17
***Pass-Through* según efectividad del BCR**
(en porcentajes de una depreciación)

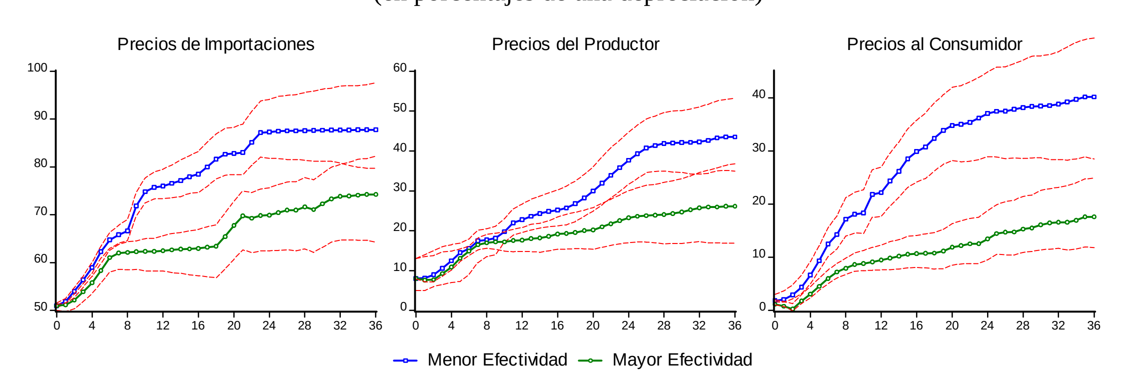
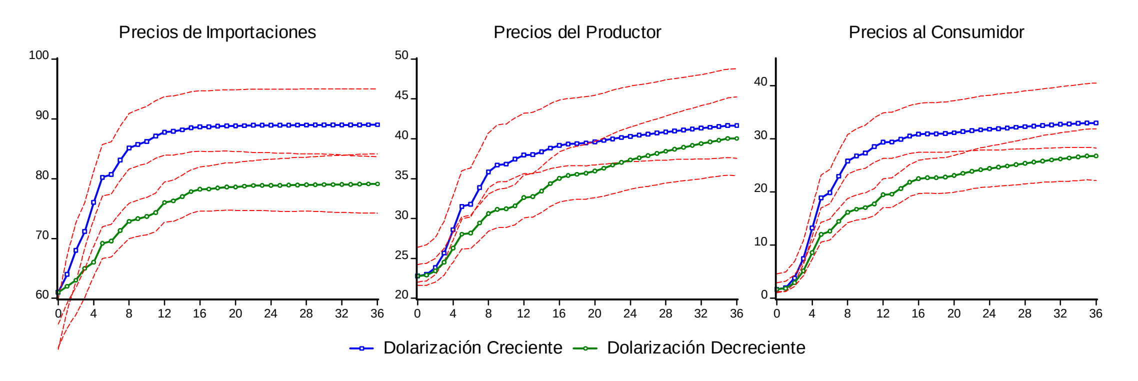


Gráfico 18
***Pass-Through* según dinámica de la dolarización**
(en porcentajes de una depreciación)



Finalmente, en el gráfico 18 se muestran las medidas de *PT* generadas con los cambios en el ratio de dolarización como variable de transición. En este caso, las diferencias entre un régimen de dolarización creciente y uno de dolarización decreciente son marcadas en el corto plazo, donde el *PT* puede se reduce hasta en 10% a favor del segundo caso. No obstante, las asimetrías son prácticamente intangibles en el largo plazo y al observar la vida media del choque.

6. Conclusiones y comentarios finales

Este estudio ha encontrado evidencia relevante y concluyente sobre la existencia de no-linealidades en la relación depreciación-inflación o, en otras palabras, asimetrías en la determinación del *PT*. Entre los principales hallazgos se pueden listar los siguientes:

- Una depreciación marcada implica un *PT* mayor entre 8 y 10% que una depreciación moderada. Asimismo, si se espera una depreciación aguda, el *PT* tenderá a ser mayor en una magnitud parecida.

- En etapas expansivas, el *PT* se duplica, con un efecto a un año de cerca de 30%. Además, la velocidad de la transferencia se triplica.

- Una depreciación nominal de motivada por la corrección de la subvaluación del tipo de cambio real genera un incremento en la inflación pequeño en el corto y largo plazo (menos de 20%). Por otro lado, si la depreciación ocurre cuando el tipo de cambio real está sobrevaluado, por ejemplo como producto de ataques especulativos, la inflación se incrementará cerca de 30% en el largo plazo.

- La estabilidad de precios y la efectividad del BCR son centrales en la magnitud y velocidad del traspaso. De hecho, los niveles reducidos de PT presenciados a fines de los noventas e inicios del nuevo milenio pueden ser atribuidos en gran medida a la exitosa conducción de la política monetaria en este período. El anuncio de metas de inflación desde 1994, su sistemática reducción hasta niveles internacionales explican y la evidencia aquí encontrada respaldan la hipótesis de Taylor (2000): los agentes interiorizan el cambio de régimen monetario y entienden y creen en el compromiso de la autoridad monetaria para con la estabilidad de precios.

- La fuerte dolarización de la economía genera asimetrías en el *PT*. La reducción del ratio de dolarización tiende a reducir el *PT* en 10% en el corto plazo.

Si bien las conclusiones de este estudio son favorables para la forma en la que se ha conducido la política monetaria, la probada no-linealidad del *PT* debe llevar a la reflexión y a profundizar las implicancias de las decisiones de política sobre éste. Así pues, es válido preguntarse ¿cómo debería responder el BCR ante un conjunto preestablecido de condiciones iniciales, considerando que la respuesta de la inflación a fluctuaciones cambiarias variará? La respuesta a esta interrogante está en manos de la investigación futura.

7. Bibliografía

Armas, A., F. Grippa, Z. Quispe y L. Valdivia (2001), “De metas monetarias a metas de inflación en una economía con dolarización parcial: El caso peruano”, Banco Central de Reserva del Perú, *Estudios Económicos*, 7, pp. 25 – 74.

Barrera, C. (2000), “Mecanismos de transmisión y reglas de política monetaria: la posición de la política monetaria como variable de estado”, Banco Central de Reserva del Perú, *Estudios Económicos*, 6, pp. 71 – 121.

BCR (2002), *Memoria*.

Benabou, R. (1992), “Inflation and markups: Theories and evidence from the retail trade sector”, *European Economic Review*, 36, pp. 566 – 574.

Bergin, P. y R. Feenstra (2001), “Pricing to market, staggered contract and real exchange rate persistence”, *Journal of International Economics*, 54, 2, pp. 333 – 359.

Borensztein, E. y J. De Gregrorio (1999), “Devaluation and Inflation after Currency Crises.” IMF Research Department, edición mimeografiada

Burstein, A., M. Eichenbaum y S. Rebelo (2002), “Why are rates of inflation so low after large devaluations?, *NBER Working Paper*, 8748.

Campa, J. M. y L. Goldberg (1999), “Investment, pass-through and exchange rates: A cross-country comparison”, *International Economic Review*, 40, pp. 287 – 314.

Clements, M.P. y J. Smith (1999), “A Monte Carlo study of the forecasting performance of empirical SETAR models”, *Journal of Applied Econometrics*, 14, pp. 123 – 142.

Clinton, K. y J. F. Perrault (2001), “Metas de inflación y tipos de cambio flexibles en economías emergentes”, Banco Central de Reserva del Perú, *Estudios Económicos*, 7, pp. 113 – 134.

Cunningham, A. y A. Haldane (1999), “The monetary transmission mechanism in the United Kingdom: Pass-through and policy rules”, Bank of England, edición mimeografiada.

Dornbusch, R. (1987), “Exchange rates and prices", *American Economic Review*, 77, pp. 93 – 106.

Eitrheim, Ø. y T. Teräsvirta (1996), “Testing the adequacy of smooth transition autoregressive models”, *Journal of Econometrics*, 74, pp. 59 – 76.

Engel, C. (2000), “Optimal exchange rate policy: The influence of price setting and asset markets”, *NBER Working Paper*, 7889.

Engel, C. (2002), “The responsiveness of consumer prices to exchange rates and the implications for exchange-rate policy: A survey of a few recent new open-economy macro models”, *NBER Working Paper*, 8725.

Engel, C. y J. H. Rogers (1995), "Regional patterns in the Law of One Price: The roles of geography vs. currencies” en Frankel, J. (ed), *Regionalization in the World Economy*, en prensa.

Favero, C. (2002), *Applied Macroeconometrics*, Oxford University Press.

Ferreyra, J. y R. Herrada (2002), “Tipo de cambio real y sus fundamentos: Estimación del desalineamiento”, Banco Central de Reserva del Perú, edición mimeografiada.

Gagnon, J. E. y J. Ihrig (2001), “Monetary Policy and Exchange Rate Pass-Through”, The Federal Reserve Board, International Finance Discussion Papers, 704.

García, C. J. y J. E. Restrepo (2001), “Price inflation and exchange rate pass-through in Chile”, Banco Central de Chile, *Documento de Trabajo*, 128.

Goldberg, P. y M. Knetter (1997), "Goods prices and exchange rates: what have we learned ?", *Journal of Economic Literature*, 35, pp.1243 – 1272.

Goldfajn, I. y S. Werlang (2000), "The pass-through from depreciation to inflation: A panel study", Banco Central do Brasil, *Working Paper*, 5.

González, J. A. (2000), "Exchange rate pass-through and partial dollarization: Is there a link?", Standford Univerisy y Banco Mundial, edición mimeografiada.

Granger, C.W.J. y T. Teräsvirta (1999), "A simple nonlinear time series model with misleading linear properties", *Economics Letters*, 62, pp. 161 – 165.

Hausmann, R., U. Panizza y E. Stein (2000), "Why Do Countries Float the Way They Float?", Inter-American Development Bank, *Working Paper*, 418.

Ize, A. y E. Parrado (2002), "Dollarization, monetary policy, and the pass-through", *IMF Working Papers*, 02/188.

K. Froot y Rogoff, K. (1995) "Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates" en Grossman, G. y K. Rogoff, *Handbook of International Economics*, vol. 3, chapter 32.

Knetter, M (1993), "International Comparisons of Price-to-Market Behavior", *American Economic Review*, 83,pp. 473 – 486.

Koop, G., M.H. Pesaran y S.M. Potter (1996), "Impulse response analysis in nonlinear multivariate models", *Journal of Econometrics* , 74, pp. 19 – 147.

Leybourne, S., P. Newbold y D. Vougas (1998), "Unit roots and smooth transitions", *Journal of Time Series Analysis*, 19, pp. 83 – 97.

Lin, C. F. y T. Teräsvirta (1999), "Testing parameter constancy in linear models against stochastic stationary parameters", *Journal of Econometrics*, 90, pp. 193 – 213.

Lundbergh, S. y T. Teräsvirta (2002), "Forecasting with smooth transition autoregressive models" en M.P. Clements y D.F. Hendry (eds), *A companion to economic forecasting*, Oxford: Blackwell, pp. 485 – 509.

Lundbergh, S., T. Teräsvirta y D. van Dijk (2003), "Time-varying smooth transition autoregressive models", *Journal of Business and Economic Statistics*, **21**, pp. 104 – 121.

Luukkonen, R., P. Saikkonen y T. Teräsvirta (1988), "Testing linearity against smooth transition autoregressive models", *Biometrika* 75, pp. 491 – 499.

McCarthy, J. (1999), "Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialised economies", *BIS Working Paper*, 79.

Medeiros, M.C. y A. Veiga (2000), "A flexible coefficient smooth transition time series model", Stockholm School of Economics, *Working Paper Series in Economics and Finance*, 360.

Mihaljek, D. y M. Klau (2001), "A note on the pass-through from exchange rate and foreign price changes to inflation in selected emerging market economies" en *Modelling aspects of the inflation process and the monetary transmission mechanism in emerging market countries*, BIS Papers, 8, pp. 69 – 81.

Miller, S. (2003), "Estimación del *pass-through* del tipo de cambio a precios: 1995 – 2002", Banco Central de Reserva del Perú, edición mimeografiada.

Morón, E. y D. Winkelried (2002), "Reglas de política monetaria para economías financieramente vulnerables", Banco Central de Reserva del Perú, *Estudios Económicos*, 8, pp. 49 – 76.

Obstfeld, M. (1982), “Aggregate spending and the terms of trade: Is there a Laursen –Metzler effect?”, *Quarterly Journal of Economics*, 97, pp. 251 – 270.

Potscher, B.M. y I.V. Prucha (1997), *Dynamic Nonlinear Econometric Models: Asymptotic Theory*, Springer-Verlag.

Potter, S.M. (2000), “Nonlinear impulse response functions”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 24, pp. 1425 – 1446.

Quispe, Z. (2000), “Política monetaria en una economía con dolarización parcial: el caso del Perú”, Banco Central de Reserva del Perú, *Estudios Económicos*, 6, pp. 13 – 37.

Rogoff, K. (1996), “The Purchasing Power Parity Puzzle”, *Journal of International Economics*, 34, pp. 647 – 688.

Romer, D. (1993), “Openness and inflation: Theory and evidence”, *Quarterly Journal of Economics*, 108, pp. 869 – 903.

Rossini, R. (2001), “Aspectos de la Adopción de un Régimen de Metas de Inflación en el Perú”, Banco Central de Reserva del Perú, *Estudios Económicos*, 7, pp. 11 – 23.

Skalin, J. (1998), “Testing linearity against smooth transition autoregression using a parametric bootstrap”, Stockholm School of Economics, *Working Paper Series in Economics and Finance*, 276.

Smets, F. y R. Wouters (2002), “Openness, imperfect exchange rate pass-through and monetary policy”, European Central Bank, *Working Paper*, 128.

Taylor, J. (2000), "Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms", *European Economic Review*, 44, pp. 1389 – 1408.

van Dijk, D., T. Teräsvirta y P.H. Franses (2002), “Smooth transition autoregressive models: A survey of recent developments”, *Econometric Reviews*, **21**, pp. 1 – 47.

Wei, S. y D. C. Parsley (1995), “Purchasing power disparity during the floating rate period: Exchange rate volatility, trade barriers and other culprits”, *NBER Working Paper*, 5032.

Weise, C.L. (1999), “The asymmetric effects of monetary policy: A nonlinear vector autoregression approach”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 31, pp. 85 – 108.

Anexo 1
Datos y variables utilizados y estimación

Variables del sistema VAR

Los datos utilizados son mensuales y abarcan desde enero de 1993 hasta noviembre del año 2002[42]. La fuente de información es el Banco Central de Reserva del Perú con excepción de los índices de precios al por mayor cuya fuente es el Instituto Nacional de Estadística e Informática.

La selección de los datos respondió a su disponibilidad como primer criterio y a su idoneidad en medir la variable de interés, como segundo criterio. Su tratamiento se basó en explicar de manera satisfactoria la dinámica del VAR sin sacrificar su interpretación económica. Así, es bueno anotar que:

- Se optó por el uso del IPMI en lugar del Índice de Precios de Productos Transables ya que se considera que el primero es una mejor medida del concepto *Precio de las Importaciones*. Por su parte, el IPMN fue la única serie disponible que aproximaba, aunque con limitaciones, el concepto de *Precios del Productor*.

- Los precios de las importaciones y del productor tienen cobertura a nivel nacional mientras que los precios al consumidor corresponden a Lima Metropolitana. Al momento de elaborar este estudio no existían estos tres índices para el mismo espacio geográfico (por ejemplo, un IPC nacional o un IPM para Lima Metropolitana). El resto de variables tiene cobertura nacional.

- Como observación empírica, se decidió expresar los datos como variaciones trimestrales (a tres meses) o promedios móviles de tres meses. Ello se debe a que las dos alternativas más cercanas presentan serias limitaciones: (1) las variaciones mensuales de los datos y la brecha del producto mensual son poco informativas, al ser muy volátiles mientras que (2) las variaciones anuales (a 12 meses) son fuertemente inerciales y limitan las interrelaciones dinámicas del modelo VAR.

Sobre las variables del VAR, si P^m denota el IPMI, P^w representa el IPMN y P^c es el IPC de Lima Metropolitana, las inflaciones utilizadas son

$$p_t^j = \ln(P_t^j) - \ln(P_{t-3}^j) \quad j = m, w, c$$

Por su parte, como se anotó en la sección 2.1 del texto, se consideró una medida de inflación no subyacente como *proxy* de choques de oferta. Así, si P^s es el Índice de Precios al Consumidor Subyacente,

$$s_t = p_t^c - \ln(P_t^s) + \ln(P_{t-3}^s)$$

Con la misma lógica anterior, si E_t es el tipo de cambio nominal (nuevos soles por dólar, promedio del período) la depreciación nominal es

$$\Delta e_t = \ln(E_t) - \ln(E_{t-3})$$

Para calcular la brecha del producto, y_t , se extrajo la tendencia Hodrick-Prescott al promedio móvil de tres meses del logaritmo del índice de PBI desestacioanlizado con el método TRAMO - SEATS.

[42] Aunque para el ejercicio del gráfico 4 se tomaron datos desde enero de 1992.

Estimación de la forma reducida del VAR

La forma reducida (3) fue estimada ecuación por ecuación utilizando mínimos cuadrados ordinarios. Según el criterio de información de Schwarz para todo el sistema, que garantiza la obtención de un sistema parsimonioso, el número de rezagos óptimo fue 3. Esta especificación fue la base para los diversos modelos no-lineales.

Variables de transición de los modelos STVAR

Con respecto a las variables de estado utilizadas, considerando la ecuación (8) del texto, se tiene lo siguiente:

- *Depreciación Nominal,* $\Delta_1 e_t = \Delta e_t$
- *Depreciación Esperada,* $\Delta_6 (i_t^S - i_t^\$) = (i_t^S - i_t^\$) - (i_{t-6}^S - i_{t-6}^\$)$ donde i^S es la tasa de interés pasiva en moneda nacional (TIPMN) e $i^\$$ es la tasa de interés pasiva en moneda extranjera (TIPMEX). Ambas tasas son expresadas en términos efectivos trimestrales.
- *Posición en el Ciclo Económico,* $\Delta_{12} y_t = y_t - y_{t-12}$
- *Aceleración de la inflación,* $\Delta_1 p_t^c = p_t^c - p_{t-1}^c$
- *Efectividad del BCR,* $\Delta_{12}(p_t^c - p_t^*) = (p_t^c - p_t^*) - (p_{t-12}^c - p_{t-12}^*)$ donde p_t^* es el punto medio del rango objetivo anunciado por el BCR desde 1994.
- *Aceleración de la Dolarización,* $\Delta_{12} r_t = r_t - r_{t-12}$ donde r_t es el ratio de crédito bancario al sector privado en moneda nacional sobre el total de crédito bancario al sector privado.

Por último, cabe mencionar que la selección de variables de estado se hizo de un universo de más de 250 candidatas compuestas por rezagos de las variables del sistema VAR, sus variaciones a 12 meses (rezagos), las variaciones de las series en niveles (y rezagos) y distintas definiciones de la meta de inflación y el ratio de dolarización. Se eligieron aquellas que además de cumplir con requisitos de bondad estadística, tenían una interpretación natural en el contexto del modelo estudiado.

Anexo 2
Simulación del *Pass-Through* en los modelos STVAR

Como se mencionó en el texto (sección 4), las funciones de respuesta al impulso de los modelos STVAR precisan ser simuladas, al depender de las condiciones iniciales, signo y magnitud del choque. A continuación se describe el cálculo de los valores de PT presentados en los gráficos. 12 a 18, proceso adaptado de Koop y otros (1996).

La función generalizada de respuesta al impulso se define como el efecto de un choque sobre los valores predichos del modelo. Formalmente, retomando (5)

$$\mathrm{Y}_t = \mathrm{K}_1(L)\mathrm{Y}_{t-1} + \mathrm{K}_2(L)\mathrm{Y}_{t-1}F(x_t; g, c) + \mathbf{v}_t$$

se tiene, ante un choque unitario en el elemento k del vector de perturbaciones, v_k,

$$G(j) = E(\mathrm{Y}_{t+j} \,/\, v_{kt} = 1, w_{t-1}) - E(\mathrm{Y}_{t+j} \,/\, , w_{t-1}) \qquad \textbf{...(*)}$$

donde w_{t-1} denota las condiciones iniciales del choque. Luego, el PT en un horizonte T es calculado mediante el siguiente procedimiento, ilustrado suponiendo que interesa conocer el PT bajo el régimen $x_t < c$:

1. Elegir aleatoriamente un punto en la muestra en donde se cumpla que $x_t < c$.

2. Simular el modelo para T períodos en adelante considerando una historia para los elementos del vector $\mathbf{v}_t$. Esta historia se formó con la técnica *boostrap*: Recoger aleatoriamente (mediante un muestreo con reemplazo) T valores históricos para cada uno de los residuos estimados del sistema. Con ello se consigue $E(\mathrm{Y}_{t+j} \,/\, w_{t-1})$ para $j = 0, 1, ..., T$.

3. Simular el modelo para T períodos en adelante considerando la misma historia para los elementos del vector $\mathbf{v}_t$ del paso 2, tras someter al tercer elemento de $\mathbf{v}_t$ (el correspondiente a la depreciación) a un choque (sumarle 1 en $j = 0$). Con ello se consigue $E(\mathrm{Y}_{t+j} \,/\, v_{3t} = 1, w_{t-1})$ para $j = 0, 1, ..., T$.

4. Calcular $G(j)$ según (*).

5. Repetir 2 – 4 R veces, calcular el PT según (4) y almacenar este resultado. Para las simulaciones presentadas se consideró $R = 30$.

6. Volver al paso 1 B veces. Se consideró $B = 1\,000$.

Con este procedimiento se obtiene un total de $R\times B = 30\,000$ trayectorias para el PT, considerando como condiciones iniciales que $x_t < c$ (por ejemplo que la economía se encontraba en recesión). En los gráficos 12 a 18 se presenta la media de estas trayectorias y sus percentiles 10 y 90. Para estudiar el caso $x_t > c$, el procedimiento debe repetirse tomando este nuevo criterio como condición inicial (paso 1).

Finalmente, es bueno destacar dos puntos de relevancia para las simulaciones:

En primer lugar, nótese que, tal y como se propone en Koop y otros (1996), la función generalizada de respuesta al impulso no asume ningún tipo de ortogonalización de las perturbaciones; trabaja simplemente con los residuos de la forma reducida del VAR. No obstante, en las simulaciones presentadas se utilizaron choques

ortogonalizados mediante la descomposición de Cholesky. Esta decisión se debe, además del hecho de contar con una identificación estructural interpretable, a la necesidad de comparar los resultados de los modelos no lineales con los del modelo lineal base. Los resultados con esta descomposición y sin ella (no reportados) fueron bastante similares.

En segundo lugar, en la medida que el PT es simulado, la cifra responderá a la dinámica endógena del modelo. De las siete variables de estado utilizadas, 3 son "endógenas" en el sentido que se pueden construir a partir de los resultados de las simulaciones. Lamentablemente, las restantes son exógenas al sistema VAR. Si se simulara el PT considerando estas variables como dadas, los resultados estarían sesgados a la historia que efectivamente ocurrió y la no-linealidad no sería rescatada adecuadamente. Por este motivo, como paso previo a las simulaciones se procedieron a "endogenizar" las variables de estado mediante estimaciones que involucren como argumentos explicativos las variables endógenas del VAR. Así, se incluyeron las siguientes ecuaciones adicionales en la simulación del (respectivo) STVAR,

$$\Delta_6(i_t^S - i_t^\$) = \underset{(0.040)}{0.92}(i_{t-1}^S - i_{t-1}^\$) - \underset{(0.030)}{1.00}(i_{t-6}^S - i_{t-6}^\$) + \underset{(0.009)}{0.04}\Delta e_{t-1}$$

$$R^2 = 0.944, \quad DW = 1.761, \quad F = 641.434$$

$$(q_t - q_t^*) = \underset{(0.082)}{1.67}(q_{t-1} - q_{t-1}^*) - \underset{(0.080)}{0.74}(q_{t-2} - q_{t-2}^*) + \underset{(0.041)}{0.11}\Delta e_{t-1} - \underset{(0.033)}{0.15}\Delta e_{t-2} + \underset{(0.033)}{0.07}p_{t-1}^c$$

$$R^2 = 0.966, \quad DW = 1.863, \quad F = 634.701$$

$$\Delta_{12} r_t = \underset{(0.026)}{0.93}\Delta_{12} r_{t-1} + \underset{(0.029)}{0.06}\Delta e_{t-1} + \underset{(0.042)}{0.11}\Delta_{12} p_{t-1}^c$$

$$R^2 = 0.957, \quad DW = 1.831, \quad F = 830.288$$

La meta de inflación del BCR, naturalmente, fue la única variable asumida como totalmente exógena.

Anexo 3
Diagnósticos de los modelos STVAR

La idoneidad de los modelos STVAR en capturar la dinámica de las variables endógenas y efectivamente recoger no-linealidades en los datos fue contrastada en términos de 3 pruebas estadísticas. Estas pruebas se basan en la construcción de estadísticos LR para verificar la significancia de un grupo de regresores en el VAR.

Para el resto de este Anexo, $\hat{\mathbf{v}}_t$ denota el vector de residuos estimado de (5).

Constancia de Parámetros (Lin y Terasvirta, 1994)

El modelo sin restringir toma la forma

$$\hat{\mathbf{v}}_t = \mathrm{K}_3(L)\mathrm{Y}_{t-1} + \mathrm{K}_4(L)\mathrm{Y}_{t-1}t + \mu_t$$

que es la aproximación de un STVAR donde la variable de transición es una tendencia.

La hipótesis nula es $\mathrm{K}_4(L) = 0$ y se interpreta como que el vector de residuos no tiene un comportamiento dependiente del tiempo. En otras palabras, que los parámetros del modelo STVAR de donde previenen son constantes. La hipótesis alternativa es que estos son parámetros son variantes con el tiempo, es decir, inestables.

Permanencia de No-Linealidad (Eitrheim y Terasvirta, 1996)

El modelo sin restringir toma la forma

$$\hat{\mathbf{v}}_t = \mathrm{K}_3(L)\mathrm{Y}_{t-1} + \mathrm{K}_4(L)\mathrm{Y}_{t-1}x_t + \mu_t$$

que es la aproximación de un modelo donde la variable de transición es la misma que fue usada para estimar el vector de residuos.

La hipótesis nula es $\mathrm{K}_4(L) = 0$ y se interpreta como que el vector de residuos no tiene un comportamiento dependiente x_t. En otras palabras, que la no-linealidad de los datos fue recogida por el modelo STVAR. La hipótesis alternativa es que la no-linealidad permanece, por lo que el modelo STVAR debe ser reespecificado.

Autocorrelación Serial

El modelo sin restringir toma la forma

$$\hat{\mathbf{v}}_t = \mathrm{K}_3(L)\mathrm{Y}_{t-1} + \mathrm{K}_4(L)\hat{\mathbf{v}}_{t-1} + \mu_t$$

La hipótesis nula es $\mathrm{K}_4(L) = 0$ y se interpreta como que el vector de residuos no presenta autocorrelación serial.

Resultados

En el siguiente cuadro se aprecia que el modelo lineal base estimado adolece de problemas econométricos serios: inestabilidad de parámetros y autocorrelación serial. Por el contrario, los estadísticos hallados no permiten rechazar ninguna de las hipótesis planteadas para los modelos STVAR, lo que lleva a concluir la aptitud de éstos para estudiar la relación depreciación-inflación.

Diagnósticos de los modelos STVAR según variable de transición

	Constancia de Parámetros	Permanencia de No-linealidad	Autocorrelación Serial		
			Rezago 1	Rezago 6	Rezago 12
Modelo Lineal	156,830	-	139,672	153,639	169,003
	(0,000)	-	(0,000)	(0,000)	(0,000)
1. Dinámica del Tipo de Cambio					
$\Delta_1 e$	37,654	4,734	35,872	39,460	43,406
	(0,774)	(0,609)	(0,930)	(0,837)	(0,753)
$\Delta_6(i^S - i^\$)$	35,442	29,746	36,751	2,789	7,561
	(0,679)	(0,259)	(0,434)	(0,390)	(0,351)
2. Ciclo Económico					
$\Delta_{12}\, y$	25,563	45,295	42,297	46,527	51,180
	(0,382)	(0,240)	(0,307)	(0,276)	(0,248)
3. Desalinamiento del Tipo de Cambio Real					
$q - q^*$	63,559	32,969	58,363	64,200	70,620
	(0,344)	(0,646)	(0,803)	(0,722)	(0,650)
4. Entorno Inflacionario y Política Monetaria					
$\Delta_1 p^c$	39,618	43,626	37,332	41,065	45,171
	(0,826)	(0,454)	(0,465)	(0,419)	(0,377)
$\Delta_{12}(p^c - p^*)$	0,829	3,127	46,923	51,615	56,777
	(0,329)	(0,140)	(0,306)	(0,276)	(0,248)
5. Dolarización					
$\Delta_{12} r$	11,420	35,412	54,273	59,700	65,670
	(0,783)	(0,810)	(0,404)	(0,364)	(0,327)

Nota: Las cifras entre paréntesis son *p-values.*